

高齢者の居住水準：日米比較と経済学的背景

中川 雅之

■ 要約

我が国の住宅補助の一つの特徴として、高齢者向けの補助に重点が置かれているという点を挙げる事ができる。しかし、高齢者向けに特別に政策資源を振り向けるためには、市場の失敗などの現象の背景を実証的に把握して、効率的な政策を立案する必要がある。

本稿ではまず借家に居住する高齢者の居住水準を日米間で比較し、我が国では高齢者は老朽住宅に居住する傾向があることが示される。このことは住宅の設備面で高齢者の居住水準を引き下げている可能性がある。そしてその背景として、借地借家法のような、賃貸借契約期間に不確実性を与える制度があり、家主と賃借人の間に居住期間に関する情報の非対称性がある場合、新築住宅等の家主は高齢者を差別する可能性があることが議論される。また、その仮説が監査調査法という実験的な手法を用いて実証的に分析され、仮説と総合的な結果が確認されている。

このような場合、定期借家権の普及や拡大を通じて、効率的に高齢者の居住水準を向上させることが可能になる。

■ キーワード

住宅補助、統計的差別、監査調査法

1. はじめに

社会保障政策と住宅政策は密接な関係がある。例えば所得再分配の一種である現物支給の大きな部分を、公営住宅などの住宅補助が占めている。実際に我が国に限らず、先進諸国は大きな政策資源を住宅補助に費やしている。しかし我が国の住宅補助は、(i)他の先進諸国がバウチャーなどを通じた需要側への補助に転換しつつある中で、公営住宅などによる直接供給が行なわれていること、(ii)他の先進諸国においては中央政府が直接制度を執行していることが多い中で、地方公共団体を執行主体とした分権的なシステムが採用されていること、という特徴がある。もう一つの特徴として、我が国の住宅補助は大きな部分を高齢者に対する補助に費やしているという点を挙げる事ができる。

公営住宅の入居基準が高齢者に対しては大幅に

緩和されていること、高齢者優良賃貸住宅などバリエーション化された賃貸住宅の建設に関して大きな補助が与えられていることなど、我が国では高齢者に対して特別な住宅補助が行われている。高齢者への再分配を目的としないが、高齢者に対して特別の支援を行なっている政策には、公共交通機関の料金割引などたくさん例がある。また松谷(2004)のように、高齢社会の進展を念頭に年金への圧力を抑えるために、公営住宅などの現物支給の活用が提案される場合もある。しかし、現物支給を高齢者向けに拡大する場合には、高齢者において特に発生する市場の失敗など、政策の存在理由を別に求める必要がある。明確な理由のない政策資源の配分は必ず何らかの非効率性をもたらす。

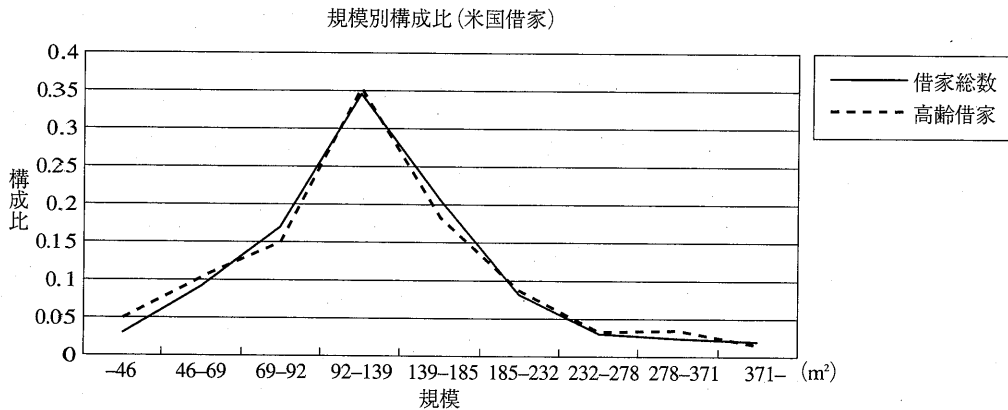
本稿では、我が国の高齢者の居住状態を評価し、その背景となる市場の失敗や制度のゆがみを

分析することにより、より効率的に高齢者の厚生水準を向上させる政策を考察することとしたい。本稿は以下のように展開される。第2節では借家に居住する高齢者の居住水準を日米間で比較し、我が国では高齢者は老朽住宅に居住する傾向があることが示される。第3節では借地借家法のような、賃貸借契約期間に不確定性を与える制度があり、家主と賃借人の間に居住期間に関する情報の非対称性がある場合、新築住宅等の家主は高齢者を差別する可能性があることが議論される。第4節では、その仮説が監査調査法という実験的

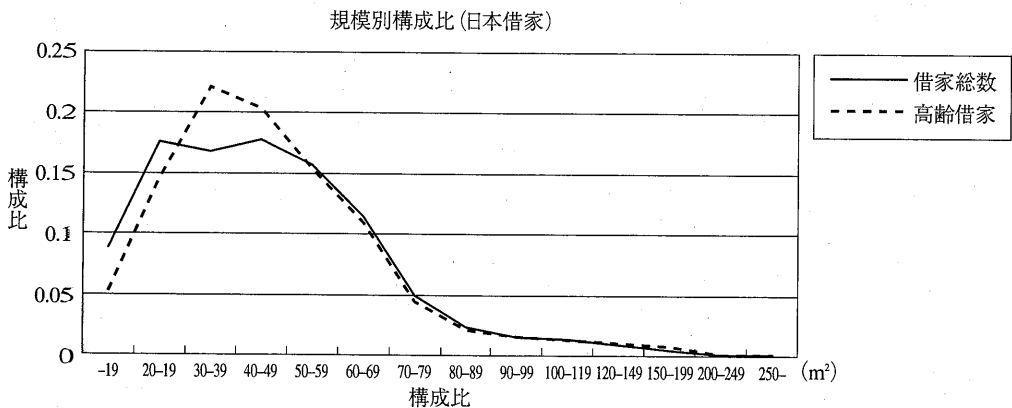
な手法を用いて実証的に分析される。監査調査法を用いた高齢者差別の包括的な実証分析としては中川(2001)、中川(2003)があるが、本稿の分析は自己選択をコントロールするため近隣の福祉施設数、病院数を説明変数として用いていること、多項ロジットモデルによる推定を行っていること等の特徴がある。第5節は結論である。

2. 高齢者の居住水準に関する日米比較

図1で日本および米国の借家の居住面積に関する高齢者世帯¹⁾の分布をみる。我が国では30m²



注：American Housing Survey for the United States in 2003 (U.S. Department of Housing and Urban Development and U.S. Census Bureau) より作成。



注：平成15年住宅土地統計調査(総務省統計局)より作成。

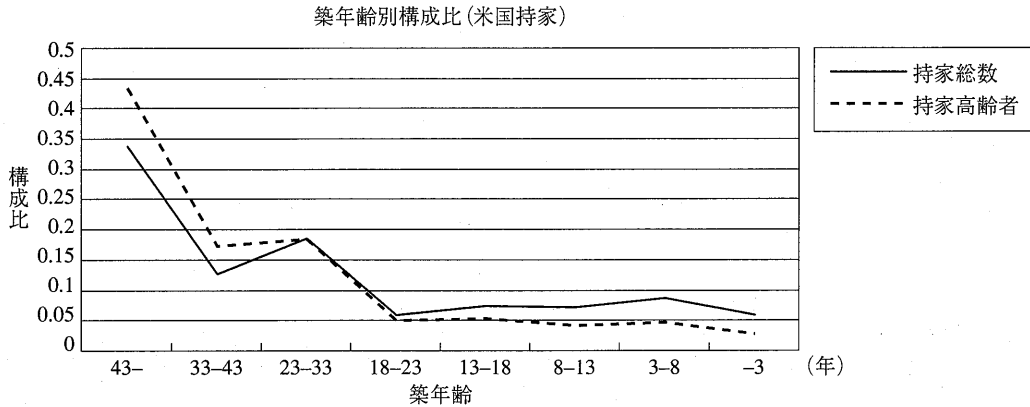
図1 住宅規模別の高齢者分布(日米比較)

未満の高齢者世帯の割合が低く、むしろ高齢者の方が若干広い借家に住んでいるが、全体の形状はほぼ同じである。我が国の高齢居住者の分布の山が30～50m²程度にあるのに対して、米国の山は90～140m²程度の借家にあり、規模のレベルに大きな差があるものの、米国においても高齢者の分布と全体の分布に大きな差はない。広さという居住水準に関しては我が国の高齢者に際立った特徴はない。ここでは報告していないが、ほぼ同様のことが持家について言える。

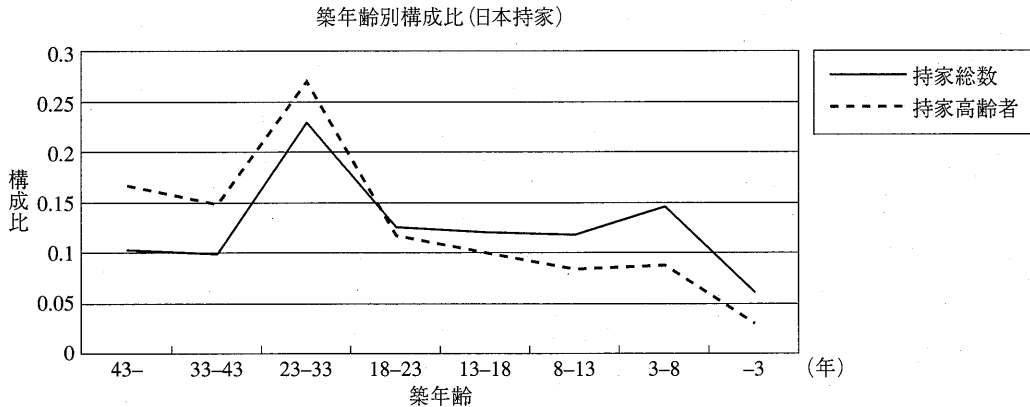
図2では、持家の建物年齢に関する高齢者世帯

の分布をみている。日本では築後23～33年の住宅に山があり、米国では43年超の住宅に山があるという全体の形状の相違がある。ただし、高齢者が若干古い住宅に居住している傾向があるものの、高齢者と全体の分布の形状に大きな差はないという点は、日米間で共通している。

図3では借家に関する比較を行っている。全体の形状の相違は持家のケースと同様である。しかし、米国では高齢者世帯の分布は全体の分布の形状とほとんど変わらず、持家で観察された「高齢者が若干古い住宅に居住する」という傾向も観察

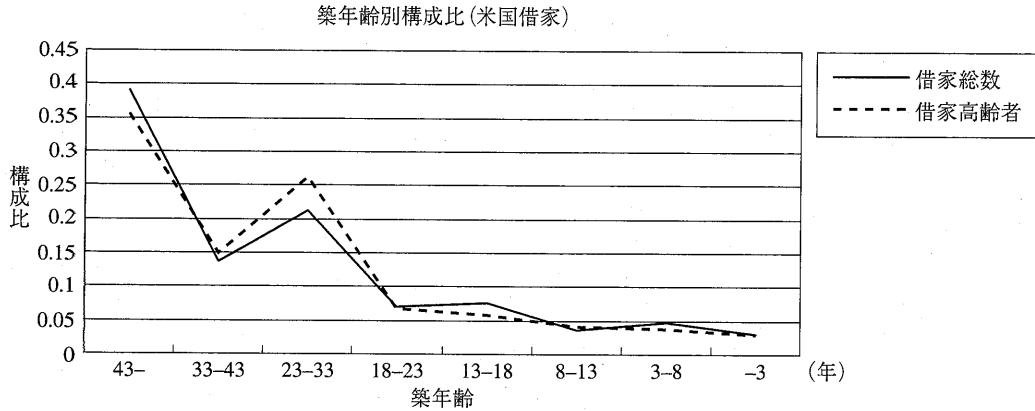


注: American Housing Survey for the United States in 2003 (U.S. Department of Housing and Urban Development and U.S. Census Bureau) より作成。

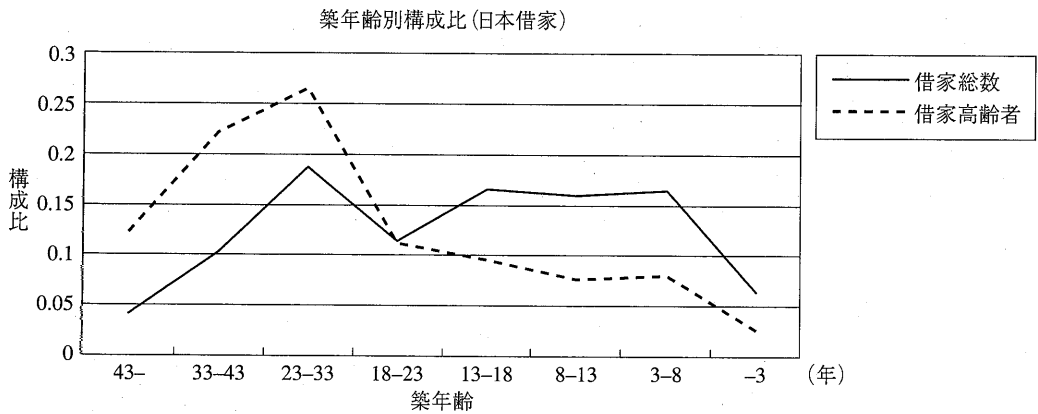


注: 平成15年住宅土地統計調査(総務省統計局)より作成。

図2 住宅築年齢別の高齢居住者の分布(持家日米比較)



注： American Housing Survey for the United States in 2003 (U.S. Department of Housing and Urban Development and U.S. Census Bureau) より作成。



注：平成15年住宅土地統計調査(総務省統計局)より作成。

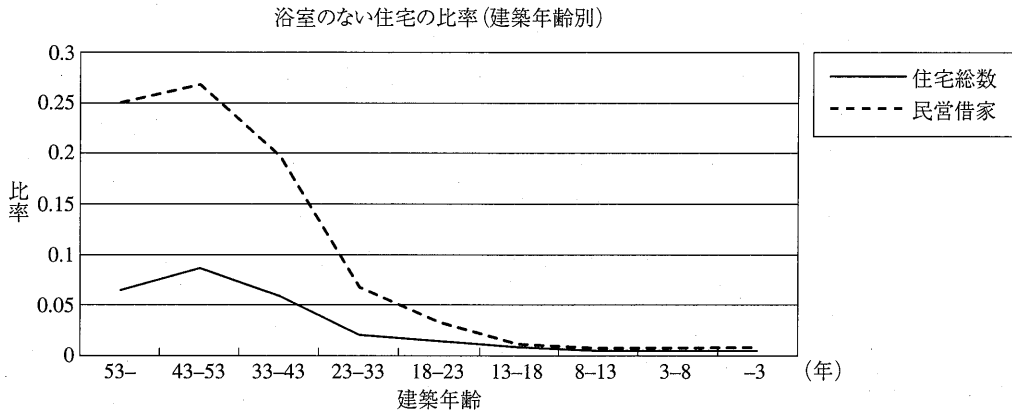
図3 住宅築年別の高齢居住者の分布(借家日米比較)

されなくなる。一方、日本の高齢者世帯では、全体の分布よりも建物年齢の高い住宅に居住する傾向が、非常に強く観察されている。このように賃貸住宅に居住する高齢者が老朽住宅に居住しているという、我が国の特有の傾向がある。

これは、住宅サービスの提供に関してどのような影響を与えているだろうか。先に見たように、住宅の広さという点において特徴的な傾向はみられなかった。ここでは、建物の年齢別に設備の質をみることにする。図4では、浴室のない住宅比率を住宅の建物年齢ごとに見ている。図4から明ら

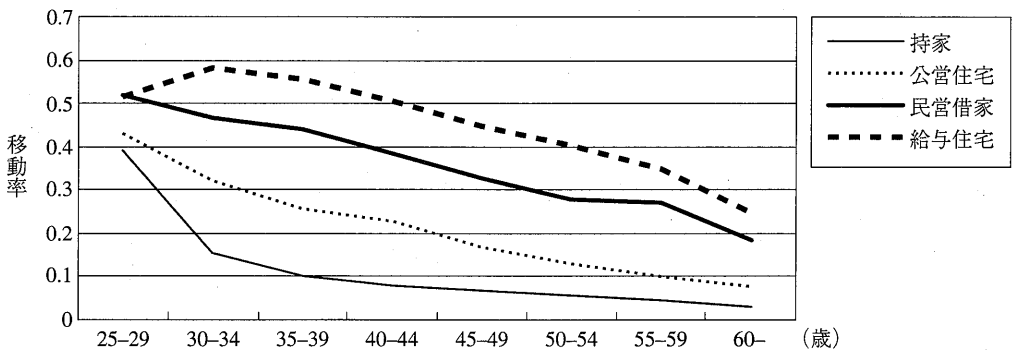
かなように、建物年齢が高いほど設備の質は劣っている、その傾向は民間借家において特に顕著である²⁾。

このように、高齢者世帯が居住する借家が老朽化しているという特徴は、若年期に持家というライフスタイルを選択しなかった高齢者の厚生水準を低下させている可能性がある。平成15年住宅土地統計調査(総務省統計局)によれば、所得分位上位25%(700万円超)の高齢者世帯の持家率は96%であるが、下位25%(200万円以下)の持家率は66%にすぎない。低所得層が多い借家に居



注:平成15年住宅土地統計調査(総務省統計局)より作成.

図4 建築年齢別住宅設備の比較



注:平成10年及び15年住宅土地統計調査(総務省統計局)より作成.

図5 年齢別住宅別移動率(平成10年)

住する高齢者の厚生水準を、効率的に向上させることができれば、総体的な意味において、再分配のシステムの効率化につながる。次節では、居住者の年齢とともに建物年齢も加齢するという、我が国特有の傾向の背景を明らかにする。

3. 高齢者差別と借地借家法

まず居住者の年齢とともに、建物年齢が加齢するというパズルと整合的な二つの仮説を提示する。
 ア 入居、購入後の新しい住宅への移動率が非常に低い場合、つまり居住者が若年時に入居した住宅から移動することなく居住し続ける場合

イ 借家市場、中古市場などのストック市場で、建物年齢が低い住宅の売り手、貸し手が年齢の高い居住者の入居、購入を避ける傾向がある場合、例えば高齢者が、新築住宅への入居に際して差別される場合

仮説アの典型的な行動様式として、ある一定年齢までは住宅のサーチを行うが、その後はサーチを止めてしまうような場合を考えることができる。これは住宅の移動率を観察することである程度把握することが可能である。図5では、平成15年住宅土地統計調査により、平成11年以降に現在の住宅に入居した世帯を従前住宅ごとに合計した

ものを、平成10年の各住宅種別の主世帯数で除することで、この5年間の移動率を年齢別に算出している。

各住宅の居住者とも加齢に伴って移動率が低下する傾向があるため、移動率の低下がパズルの一定の部分を説明している可能性がある。特に持家については、20歳台で持家を購入した層の約4割が5年以内に移転しているが、移転率は加齢に伴って急激に低下し、30歳台には10%台、それ以降は10%を大きく割り込んでいる。このように持家については、若年期以外は持家居住者の住み替え確率が急激に低下しているため、仮説Aに示したような傾向が存在する可能性がある。

借家については、20歳台で50%程度の居住者が住替えており、その率は加齢に伴って低下している。しかし持家ほど急激な低下は起こっておらず、60歳以上の高齢者も約2割が住替えを行なっている。一方、図3で示したように、居住者の加齢に伴って居住する住宅の年齢が高くなる傾向は借家の方が著しく、この傾向をAの仮説だけで説明することはできない。

このため、Iの仮説の妥当性を検証する必要がある。仮説Iは、我が国の借家市場で高齢者に対する統計的差別が起こっているとする予想が背後にある。統計的差別は、企業内コースの男女間格差や賃金格差の説明として、よく用いられる(小池(1991))概念である。つまり、①企業にとって有為な人材を育成するためには、一定の者に対してコストのかかる中長期的なOJTを実施する必要がある、②OJT期間中に労働者が辞めた場合、それまでのOJT投資は無駄になるが、個別の労働者の勤続年数を事前に企業が把握するためには膨大なコストがかかる、③一方勤続年数は統計的に男女間で明確に女性の方が短い、④この場合、企業は男女という観察可能なグループによりOJTの適用の有無を判断することが合理的な行動になる。

我が国の借地借家法は、家主が入居者の意思

にかかわらず賃貸借契約の契約更新を拒否するためには、正当事由が必要になることを要求している。そして新規契約時には家賃を自由に決定することができるものの、契約期間中に家賃を引き上げるためには、司法的な判断が必要になる。このような状況下で2種類の家主、建物の残存耐用年数が長い借家を所有する家主(家主A)、それが短い賃貸住宅を所有する家主(家主B)、2種類の賃借人、居住期間の長い賃借人(賃借人a)、短い賃借人(賃借人b)がいるものとする。

家主Bは建物が滅失した場合には賃貸借契約は消滅するため、賃借人aに借家を賃貸借しようと、賃借人bに賃貸借しようと影響を受けない。また、家主Aが将来の住宅市場の動向などを完全に予測することができ、賃借人の居住期間を事前に観察することができるならば、借地借家法のような制度があっても、家主Aは賃借人aとは将来の家賃引き上げを織り込んだ高い初期家賃契約を締結し、賃借人bには家賃引き上げを織り込まない低い家賃で借家を提供することで、自らの収益を最大化することができる。しかし、家主は賃借人bを装った賃借人aを真の賃借人bと区別することはできないため、賃借人のタイプを条件とする差別価格を適用した借家は、市場では実際には流通しない。賃借人aを対象とした高家賃借家(Aaタイプ)と賃借人bを対象とした低家賃借家(Abタイプ)が市場に存在することとなる。

これまで家主は賃借人のタイプを見分けることができるという仮定を置いてきたが、実際には事前に居住者の居住期間を把握することは困難である。このため家主は、図5にあるように賃借人が加齢に従って移動率が低下するという特性に着目して、統計的差別を実施する可能性がある。つまり、家主は高齢者を賃借人a、非高齢者を賃借人bとしてそれぞれの借家への入居の諾否を決める。

つまり、

- 家主Bは賃借人のタイプにより差別を行なうこと

はない。

- Aaタイプの借家の家主は賃借人aを対象として家賃を決定しているが、賃借人bを入居させても何らデメリットを生じない。このため、賃借人のタイプによって差別を行なうことはない。
- Abタイプの借家の家主は賃借人aを入居させることで損失が発生するため、そのリスクを抑制するために統計的差別を実施する。具体的には、移動確率が低い高齢者の入居を拒否する。

この場合、新築住宅など建物の残存耐用年数が長い住宅では、高齢者は入居を拒否されることになるため、多くの高齢者が老朽住宅に居住することになる。つまり図3で観察されたような、居住者の加齢に伴って居住している建物も老朽化していく傾向が観察される。

4. 監査調査法による高齢者差別の検出

これまでに借地借家法のような制度の下では、住替え確率が低いグループである高齢者が新築住宅などの家主に差別される可能性があること、そのため高齢者は老朽化した住宅に居住する傾向があり、設備面で低い住宅サービスしか受けられないこと、などが示された。しかし、これらの仮説を踏まえた政策の企画立案に際しては、賃貸住宅市場で新築住宅を中心とした高齢者差別が起こっているということが、実証的に示される必要がある。本節ではまず、高齢者差別を実証する手法として採用された監査調査法の解説が行なわれ、筆者の行なった実験の概要が説明される。その後、監査調査法によるデータを用いた実証分析結果が示される。

4-1. 住宅監査調査の概要

監査調査法とは、特定市場における人種間の差別を把握するために米国で発達した実験的調査手法である。例えば、この中の一手法である住宅監査調査(Fair Housing Audit)は、『人種等観察した

い属性のみを異ならせ、不動産業者との間で同一の受け答えを行いうるよう訓練されたペアを組織する』→『それぞれのメンバーを同じ不動産業者に続けて訪問させ、受けた対応を記録する』→『その記録を統計的に処理する』ことによって、住宅市場における差別を検出することをねらっている。監査調査法は、まず住宅分野で広く使用され、雇用、モーゲージ、住宅保険、車の販売、タクシーのサービス、ヘルスクラブのメンバーシップなどの分野に拡大していった。

住宅分野では1977年に、都市住宅省(Department of Housing and Urban Development)によって最初の全国的な住宅市場に関する監査調査であるHousing Market Practice Surveyが行われ、それは1989年、2000年のHousing Discrimination Studyに引き継がれている。2000年の調査を例にとれば、全米23の大都市圏で4600の不動産業者を対象に、黒人と白人、ヒスパニックとアングロサクソンの監査ペアが形成され、借家市場と持家市場双方を対象とした調査が実施された。

住宅監査調査法では、調査の目的となる属性以外の、所得、家族構成等の要因は、明示的にコントロールされるため、住宅監査調査が検出した入居制限は、第一義的には監査者の属するグループの差異のみに基づくものと解釈できる。つまり、監査調査法は「属しているグループに基く取り扱いの差異を、他の要因から区別して検出する」優れた特性を持っている。また、差別を行う側の意思に拘わらず、住宅のサーチを行う者への差別的な対応を観察することが可能であるため、アンケートのように回答者がその調査結果に意図的なバイアスをかける恐れも少ない³⁾。その際、物件属性等を観察することができるため、紹介物件、非紹介物件のマイクロデータを利用した仮説検定を行い、マッチングできなかった観察できない属性、例えば将来所得、入居期間、住宅の選好がアウトカムの差をもたらしている可能性についても、分析する

ことができる。

以上の点を勘案し、2002年2～3月に筆者は「2002 大阪 住宅監査調査」をパイロット的に実施している。その設計の概要は以下のとおりである。

(1) 監査ペアの形成

ハローワーク、地域の情報誌、大学内の掲示等を通じて得られた17人の候補者の中から、60歳台の高齢者、30歳台の非高齢者二人の監査者から構成される3組の監査ペア(audit pair)を形成し、所得、家族形態(単身または夫婦)、高齢者の年齢(62、70、77歳)に関する設定を、広告物件に応じてその都度監査者に対して与えている。ただし年齢以外の属性は基本的に同一の設定を行っている。そして想定問答によるトレーニングを施すことによって、不動産業者からさまざまな質問に対して同一の対応ができる環境を整えた。

(2) 対象となる広告物件、不動産業者の抽出

週間住宅情報賃貸版((株)リクルート)の大阪府下の賃貸住宅を対象に、層別抽出法によるランダムサンプリングを行い197件の不動産業者に対する調査を実施した。

(3) 監査者による不動産業者の訪問

まず、高齢者、非高齢者いずれかの監査者に、抽出された不動産業者を訪問させて、「『広告をみて来た、広告物件は入居可能か』→『広告物件は見学可能か』→『類似物件を紹介して欲しい』→『紹介類似物件は見学可能か』というシナリオを基本としたやりとりを行わせ、そのときの不動産業者の対応を記録させるという作業を行った。その後、他方の監査者が同一不動産業者を訪問し、同様のやりとりを行っている。

(4) 報告書の作成と調査者のヒアリング

監査者には、所定の様式の報告書に従って、訪問の結果を実験者(筆者)に報告させた上で、実験者が監査者にヒアリングを行なった。

4-2. 仮説検定手法

以下では、第3節で示された「高齢者は残存建物年齢の長い住宅において差別される」という仮説を監査調査データで検定する際の、検定手法を解説する。

(1) 変量効果プロビットモデル

不動産業者間の不均質性を処理するため、中川(2001)、中川(2002)は、基本的に変量効果プロビットモデルを用いた推定を行ってきた。

具体的には

$$P(A_{ij}^a = 1|W, X, Y) = F(\delta_i W_i^a + \beta_1 X_i^a + \gamma_1 Y_{ij}^a + \beta_2' W_i^a X_i^a + \gamma_2' W_i^a Y_{ij}^a + \alpha_1) \quad (1)$$

を変形した

$$P(A_{ij}^a = 1|W, X, Y, (X^o - \bar{X}), (Y^o - \bar{Y})) = F(\delta_2 W_i^a + \beta_2 X_i^a + \gamma_2 Y_{ij}^a + \beta_2' W_i^a (X_i^o - \bar{X}) + \gamma_2' W_i^a (Y_{ij}^o - \bar{Y}) + \alpha_2) \quad (2)$$

という特定化が行なわれている。ただし、 i は不動産業者、 j は監査対象、 a は監査者の訪問のインデックスである。 i という不動産業者に対して、 a という訪問を行ない、抱えている物件 j への入居可能性を観察している。ここでは二つのタイプの監査者の訪問、一つは高齢者による訪問($a = o$)、もう一つは非高齢者による訪問($a = y$)が存在する。 A_{ij}^a は不動産業者が紹介を行った場合には1、それ以外の場合は0をとるダミー変数である。 W_i^a は不動産業者 i への訪問 a が高齢者によるものである場合には1、非高齢者によるものである場合は0をとるダミー変数。 X_i^a は不動産業者 i への監査者の訪問 a に関するその他の説明変数ベクトルである。例えば、不動産業者 i のオフィスの位置、監査者に応対した担当者の性別・年齢等がこれに当たる。 Y_{ij}^a は不動産業者 i が抱える物件 j に関する説明変数ベクトルであり、物件の家賃、建物年齢、構造等の属性がこれに該当する。また X^o, Y^o はそれらの説明変数のうち差別に関連するものである。使用した説明変数は、表1に挙げている。なお、 \bar{X} と \bar{Y} は X 及び Y の平均であり、(2)式においては、高齢

表1 使用した説明変数

変数	内容
高齢者	監査者が高齢者であれば1, 非高齢者であれば0をとるダミー変数 ¹⁾
単身	監査者の設定が単身であれば1, 夫婦であれば0をとるダミー変数
中期高齢者	高齢監査者の設定が70歳であれば1, その他の場合は0をとるダミー変数
後期高齢者	高齢監査者の設定が77歳であれば1, その他の場合は0をとるダミー変数
男性不動産業者	監査者に対応した不動産業者の担当者が男性であれば1, その他の場合は0をとるダミー変数
若年不動産業者	監査者に対応した不動産業者の担当者が40歳以下と考えられた場合は1, その他の場合は0をとるダミー変数
家賃	物件の家賃(共益費込み)
畳数	物件の畳数
非RC	物件が木造, 鉄骨造であった場合は1, 鉄筋コンクリート造であった場合は0をとるダミー変数
最寄り駅距離	物件から最寄り駅までの徒歩距離
都心距離	物件最寄り駅から大阪駅までの時間距離
部屋階数	物件のある階数
エレベータ	建物にエレベータがある場合は1, 無い場合は0をとるダミー変数 ²⁾
オフィス高齢者率	不動産業者のオフィスが存在する区市町村の高齢者率
物件高齢者率	物件の存する町丁目の高齢者率
近隣病院数	物件から500m以内に存する病床数40以上の病院数
近隣福祉施設数	物件から500m以内に存する老人福祉施設等
男性不動産業者格差	高齢監査者の「男性不動産業者」から非高齢監査者のものを引いたもの
若年不動産業者格差	高齢監査者の「若年不動産業者」から非高齢監査者のものを引いたもの
区市町村	物件の存する区市町村に関するダミー変数

注: 1) 「高齢者」は表2で使用

2) 調査で建物におけるエレベータの有無が判明しない場合, 5階以上の建物については有と判定.

者ダミーの係数によって平均的な高齢者が受ける差別のボリュームを明らかにすることができるようになってきている。

(2) セレクションバイアスを考慮した評価

中川(2001)、中川(2003)においては、不動産業者が抱えている物件が、高齢者に対して紹介された物件と非高齢者に対して紹介された物件の合計であるという仮定を置いて、ユニットベースデータを用いた高齢者差別の原因に関する検定が行われた⁴⁾。一方米国の先行研究では、不動産業者ごとのデータを用いた分析⁵⁾がこれまで多く行われてきた。それはランダムに割り当てられているのは不動産業者、あるいは広告物件であって、不動産業者が紹介するその他物件については内生的に

決定されていることによる。つまりランダムにアサインされた広告物件については、① 高齢者、非高齢者ともに紹介を受ける、② 非高齢者のみ紹介を受ける、③ 高齢者のみ紹介を受ける、④ 高齢者、非高齢者双方とも紹介されないという4つのケースを観察することができる。しかし、非広告物件については、高齢者にも非高齢者にも紹介されないものを実験者がデータとして把握することができないため、非広告物件を含むユニットベースデータを用いた場合、セレクションバイアスが発生することとなる。

(条件付ロジットモデルによる評価)

不動産業者ごとの観察できない特性を処理する技術として、条件付ロジットモデルがある

(Chamberlain (1980))。この手法は、高齢者と非高齢者間で不動産業者ごとに異なった対応があった場合のデータのみを用いて、ロジットモデルによる推計を行うため、その結果は双方が紹介を受けなかった場合のデータの有無に左右されない。

具体的には、本稿では Ondrich et al. (1998) で用いられている条件付ロジットモデルに、個々の物件の情報を加えたものが用いられる。まず、不動産業者の選択行動を前述 (2) 式のように特定化し、Chamberlain (1980) のプロセスに従って、不動産業者 i ごとの観察できない属性をコントロールするため、以下の (4) 式をロジットモデルで評価している。

$$\begin{aligned} P(A_{ij}^o - A_{ij}^y = 1 | A_{ij}^o + A_{ij}^y = 1; (X_i^o - X_i^y), (Y_i^o - Y_i^y), X_i, Y_i) \\ = F(\delta_i + \beta_1 X_i^{o*} + \gamma_1 Y_i^{o*} + \beta_2 (X_i^o - X_i^y) + \gamma_2 (Y_i^o - Y_i^y)) \end{aligned} \quad (3)$$

本稿では定数項で平均的な差別の程度を測定できるように、この式を変形した

$$\begin{aligned} P(A_{ij}^o - A_{ij}^y = 1 | A_{ij}^o + A_{ij}^y = 1; (X_i^o - X_i^y), (Y_i^o - Y_i^y), (X_i^o - \bar{X}), (Y_i^o - \bar{Y})) \\ = F(\delta_i^* + \beta_1 (X_i^o - \bar{X}) + \gamma_1 (Y_i^o - \bar{Y}) + \beta_2 (X_i^o - X_i^y) + \gamma_2 (Y_i^o - Y_i^y)) \end{aligned} \quad (4)$$

によって仮説検定を行っている。ただし

$$\delta_i^* = \delta_i + \beta_1 \bar{X} + \gamma_1 \bar{Y} \text{ である。}$$

(多項ロジットモデルによる評価)

選択肢間で誤差項が独立で Weibull 分布であれば、前述の ①～④ の選択肢問題は、Independence of Irrelevant Alternatives (IIA) の性質を備えた多項ロジットモデルによって定式化できる (Ondrich et al. (2002))。この場合、任意の二つの選択肢の相対確率は第 3 の選択肢の存在の影響を受けないため、係数の推定は、特定の選択肢のデータがサンプルから欠落していても整合的に行う。

監査調査法において、不動産業者は高齢者による訪問と非高齢者の訪問の関係を認識することができない。このため、ある物件に関する「高齢者への紹介」、「非高齢者への紹介」という不動産業

者の選択はお互いに独立であり、ペアになっている高齢者による訪問と非高齢者による訪問間の共通の要素 (例：不動産業者の立地場所等) をコントロールすることで、誤差項が選択間で相関しないことを確保することができる⁶⁾。

このプロセスを具体的に述べる。これまでと同様に不動産業者の選択行動は (2) 式を前提とするが、ロジットモデルを用いるということと簡略化のために、ここでは不動産業者が非高齢者、高齢者に物件の紹介を行う選択を下記のように表すこととする。 A^o および A^y は特定の物件について不動産業者が、それぞれ高齢者、非高齢者に物件を紹介したときに 1 をとり、その他の場合に 0 をとるインデックスとする。

$$\begin{aligned} P(A^y = 1 | z^o, z^y, \theta_o, \theta_y) &= \frac{\exp(z^y \rho_y + \theta_y)}{\exp(z^y \rho_y + \theta_y) + 1} \\ P(A^o = 1 | z^o, z^y, \theta_o, \theta_y) &= \frac{\exp(z^o \rho_o + \theta_o)}{\exp(z^o \rho_o + \theta_o) + 1} \end{aligned}$$

z^o, z^y : 実験過程で観察できる非高齢者と高齢者の属性ベクトル

ρ_y, ρ_o : z に関する非高齢者と高齢者の係数

θ_o, θ_y : 高齢者、非高齢者の監査者に関する観察できない属性

ここで高齢者と非高齢者間の共通の要因をコントロールすることで、高齢者への紹介、非高齢者への紹介という二つの選択行動は統計的に独立となり、(高齢者紹介、非高齢者紹介)、(高齢者紹介、非高齢者留保)、(高齢者留保、非高齢者紹介)、(高齢者留保、非高齢者留保) という 4 つの選択肢の確率は、

$$P(A^y = 1, A^o = 1 | z^o, z^y, \theta_o, \theta_y) = \exp(\theta_y + z^y \rho_y + \theta_o + z^o \rho_o) / D$$

$$P(A^y = 1, A^o = 0 | z^o, z^y, \theta_o, \theta_y) = \exp(\theta_y + z^y \rho_y) / D$$

$$P(A^y = 0, A^o = 1 | z^o, z^y, \theta_o, \theta_y) = \exp(\theta_o + z^o \rho_o) / D$$

$$P(A^y = 0, A^o = 0 | z^o, z^y, \theta_o, \theta_y) = 1 / D$$

$$D = \exp(\theta_y + z^y \rho_y + \theta_o + z^o \rho_o) + \exp(\theta_y + z^y \rho_y) + \exp(\theta_o + z^o \rho_o) + 1$$

で表すことができる。

しかし双方とも紹介されないケースについては、データセットの中に現れないから、何らかの紹介行動が行われるインデックスを S とすれば、

$$P(S=1|z^o, z^y, \theta_o, \theta_y) = 1 - P(Y_o = 0, Y_y = 0|z^o, z^y, \theta_o, \theta_y) = (D-1)/D$$

となり、 $S=1$ を条件とした各ケースの合成確率は、

$$P(A^y = 1, A^o = 1|S=1, z^o, z^y, \theta_o, \theta_y) = \exp(\theta_o + z^y \rho_y + \theta_o + z^o \rho_o) / (D-1)$$

$$P(A^y = 1, A^o = 0|S=1, z^o, z^y, \theta_o, \theta_y) = \exp(\theta_o + z^y \rho_y) / (D-1)$$

$$P(A^y = 0, A^o = 1|S=1, z^o, z^y, \theta_o, \theta_y) = \exp(\theta_o + z^o \rho_o) / (D-1)$$

となる。IIA が成立している場合、3つの選択肢の多項ロジットで総合的な評価を行うことが可能である。なお実証分析にあたっては、前述の通り(2)式による特定化に基づいて実証分析を行っている。

4-3. 実証分析結果

第3節で述べた仮説においては、我が国の賃貸住宅市場で高齢者差別が存在し、それが建物の残存耐用年数が長い住宅において著しいことが予想されていた。このような仮説は、前小節で述べたモデルに関して、「高齢者」(条件付ロジットモデルにおいては負の定数項)、「中期高齢者」、「後期高齢者」に関する負の係数、「非RC」、「建物年齢」に関する正の係数を予想する。以下では変量効果プロビットモデル、条件付ロジットモデル、多項ロジットモデルによる推定結果を報告することとする。

(変量効果プロビットモデルによる推定結果)

単身用賃貸住宅においては、負の有意な「高齢者」、「中期高齢者」、「後期高齢者」について係数が得られており、高齢者はより少ない物件情報し

表2 変量効果プロビットモデルによる推計結果

	単身世帯		夫婦世帯	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
広告物件	0.3672	0.2731	1.1220 ***	0.3397
高齢者	-0.2865 *	0.1573	-1.2944 ***	0.2123
中期高齢者	-0.3963 *	0.2274	0.2192	0.3085
後期高齢者	-0.4968 **	0.2366	0.7083 **	0.3211
男性不動産業者	-0.4855	0.4057	-2.1550 ***	0.5319
若年不動産業者	0.0090	0.3547	-0.1538	0.5339
家賃	-0.0116	0.1621	0.0150	0.1610
畳数	0.0353	0.0393	-0.0192	0.0510
非RC	0.5718 **	0.2890	0.4733	0.4190
最寄駅距離	-0.0719 **	0.0366	-0.0832 *	0.0428
都心距離	-0.0002	0.0242	-0.0887 **	0.0434
建物年齢	0.0375 *	0.0205	0.0114	0.0257
部屋階数	-0.0461	0.0737	-0.0138	0.0824
エレベータ	0.2775	0.3238	-0.0476	0.4235
オフィス高齢者率	-11.5403	11.7046	-32.5862 *	18.7148
物件高齢者率	-3.9397	2.6923	8.8531 **	4.0911
近隣病院	-0.0715	0.1074	-0.0418	0.1766
近隣福祉施設	0.1599	0.1039	-0.0874	0.1953
定数項	1.7119	1.7420	-7.9832 **	3.5410
データ数	612		449	
Log likelihood	-353.18		-223.588	

注：***, **, * は推定された係数がそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意なことを示す。

か与えられず、その傾向は加齢とともに強くなっていることが確認されている。「非RC」、「建物年齢」については、有意な正の係数が推定されており、建物年齢が若い住宅ほど高齢者に対して差別的であることが示されている。

夫婦用賃貸住宅についても、負で有意な「高齢者」の係数が得られており、平均的な意味で差別が存在することを示している。ただし中期高齢者、後期高齢者については正の係数が推定されており、特に後者は有意な係数を得ている。この傾向は単身物件のケースと逆であり、パートナーが存在する場合は、必ずしも加齢に伴って提供情報は低下しない。また「非RC」、「建物年齢」については、有意な係数が得られていない。このこと

は、夫婦用住宅を提供する家主はそもそも長い居住期間を予想するタイプの家主である可能性があり(第3節のAaタイプの家主)、その場合高齢者であろうと非高齢者であろうと選別する必要がないため、有意な結果が得られていないという解釈が可能である。

(条件付ロジットモデルによる推定結果)

単身用賃貸住宅に関して定数項は、単身用賃貸住宅で負で有意に検定されており、高齢者が平均的に物件を紹介されない傾向が存在することを示している。また、後期高齢者に関する負の係数はこの傾向が加齢に伴って顕著になっていることを示している。

表3 条件付ロジットモデルによる検定結果

	単身世帯		夫婦世帯	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
広告物件	-0.5340	0.6720	1.1457	1.2433
中期高齢者	-0.4428	0.6004	1.6165	2.1466
後期高齢者	-2.4282 ***	0.7675	3.7789 *	1.9591
男性不動産業者	-0.1405	0.9559	-8.9428 ***	3.0976
若年不動産業者	-0.1696	0.6729	5.3455	8.2818
家賃	0.0660	0.2736	0.0482	0.4588
畳数	0.1276 *	0.0663	-0.2895	0.2088
非RC	1.5118 ***	0.5520	0.4555	0.8286
最寄駅距離	-0.1214 *	0.0699	-0.1116	0.1080
都心距離	-0.0283	0.0386	-0.1416	0.1226
建物年齢	0.0705 **	0.0332	-0.0173	0.0636
部屋階数	-0.0444	0.1393	0.0509	0.2597
エレベータ	0.6416	0.5337	0.1145	1.0345
オフィス高齢者率	-24.3121	25.1991	-105.178 *	60.0329
物件高齢者率	-5.0752	4.6662	33.7817 **	13.7845
近隣病院	-0.2831	0.2038	0.3461	0.4416
近隣福祉施設	0.3577 *	0.1961	-0.8036	0.6828
男性不動産業者格差	-0.9902	0.7536	4.4641 *	2.4541
若年不動産業者格差	-0.6783	0.9268	0.4862	2.4541
定数項	-1.0200 **	0.4295	-1.4235	1.0242
データ数	178		116	
Pseudo R2	0.1831		0.4759	

注：*, **, ***は推定された係数がそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意なことを示す。

表4 多項ロジットモデルによる検定結果

	単身世帯		夫婦世帯	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
(非高齢者)				
広告物件	-1.8443 ***	0.4947	-4.1056 ***	0.8890
中期高齢者	0.7590	0.6041	-0.0746	0.7860
後期高齢者	0.1206	0.6041	0.3963	0.8635
男性不動産業者	-0.4313	0.6846	0.7835	0.9489
若年不動産業者	0.8096	0.6152	-0.7023	0.9070
家賃	0.4315	0.2823	-0.3908	0.3039
畳数	-0.0534	0.0681	0.1051	0.0977
非RC	-0.5409	0.5330	-0.6310	0.8816
最寄駅距離	-0.0371	0.0633	-0.0112	0.0823
都心距離	0.0007	0.0492	0.0210	0.0866
建物年齢	0.0453	0.1231	-0.0029	0.0498
部屋階数	-0.0395	0.1231	0.0003	0.1153
エレベータ	-0.5196	0.5642	-0.3868	0.6639
オフィス高齢者率	33.9378	23.4316	37.4947	24.9429
物件高齢者率	8.2622 *	4.5917	-11.8590	7.4301
病院数	-0.4153 **	0.2047	-0.1785	0.3422
福祉施設数	-0.2497	0.1779	0.2662	0.3938
定数項	-6.6657	4.6295	-3.0208	6.1008
(高齢者)				
広告物件	-1.9433 ***	0.5853	-2.8990 ***	0.9091
中期高齢者	0.0777	0.6602	2.3551 **	1.1796
後期高齢者	-2.2415 ***	0.7443	3.7334 ***	1.3780
男性不動産業者	-0.0115	0.7727	-3.6190 **	1.4759
若年不動産業者	0.6501	0.7222	-0.5581	1.1046
家賃	0.5271 *	0.3157	-0.3550	0.3045
畳数	0.0409	0.0785	0.0536	0.0939
非RC	0.7623	0.5992	0.0569	0.9737
最寄駅距離	-0.1549 **	0.0759	-0.1706 *	0.0977
都心距離	-0.0421	0.0541	-0.1556 *	0.0921
建物年齢	0.1060 **	0.0423	-0.0359	0.0603
部屋階数	-0.1184	0.1472	-0.0561	0.1516
エレベータ	-0.1533	0.6354	-0.3870	0.8077
オフィス高齢者率	13.3061	28.5741	-52.2017	44.7067
物件高齢者率	5.0127	5.2590	1.9974	8.5985
病院数	-0.6374 ***	0.2341	-0.1781	0.4020
福祉施設数	0.0611	0.2207	0.0588	0.4925
定数項	-5.0388	5.4731	18.1744 *	10.1914
データ数	270		206	
Pseudo R2	0.2752		0.4471	

注：1）*，**，***は推定された係数がそれぞれ1%，5%，10%水準で有意なことを示す。

2）非高齢者，高齢者ともに紹介されている場合を基準とした，非高齢者のみに紹介，高齢者のみに紹介された場合の係数を報告している。

非RCと建物年齢の正で有意な係数が得られており、仮説の予想と整合的である。

次に夫婦用賃貸住宅に関しては、定数項は符号条件は整合的だが有意な係数は推定されていない。また後期高齢者の有意な正の係数は、変量効果プロビットモデルによる検定と同様に、加齢にもなって紹介件数が増加するという単身高齢者のケースとは逆の傾向を示している。

非RCと建物年齢に関しては、変量効果プロビットモデルの場合と同じく有意な係数が得られていない。

(多項ロジットモデルによる評価)

単身用賃貸住宅に関しては、非高齢者も高齢者も広告物件について負の有意な係数を得ている。これは「双方とも紹介を受けた住宅」を基準として、非高齢者のみに紹介される場合、高齢者のみに紹介される場合の係数を報告しているため、広告された物件ほど高齢者についても非高齢者についても差別的な対応が行われていないことを示している。また、高齢者紹介物件の後期高齢者に関する有意な負の係数は、加齢とともに紹介される物件情報が少なくなっていることが示されている。

仮説検定との関係では、建物年齢に関して高齢者紹介物件の正で有意な係数が得られており、仮説と整合的である。

夫婦用賃貸住宅に関しては、単身用賃貸住宅と同様に、広告物件について有意な負の係数を得ている。また、高齢者紹介物件について中期高齢者と後期高齢者について正の有意な係数が得られているが、他のモデルと同様、これは加齢にもなって与えられる情報が減少する単身用賃貸住宅とは逆の傾向が夫婦用住宅では観察されることを示している。

仮説検定との関係では、建物年齢、非RCともに有意な結果を得ていない。

5. おわりに

これまで、「高齢居住者が老朽借家に居住している」という日米比較から得られた我が国の特徴が、高齢者の厚生水準を引き下げており、それは制度的な要因によってもたらされている可能性があることが明らかにされた。つまり、借地借家法のような賃貸借人の契約期間に不確定性を与える制度の下では、統計的に居住期間が長いグループに関する賃借人に対する、建物年齢の若い住宅における入居差別をもたらし可能性があることが理論的にも、実証的にも明らかにされた。

高齢社会における豊かな生活の確保は、一人社会保障によってのみ達成されるものではない。特定の政策分野において、高齢者特有の市場の失敗や制度のゆがみによってもたらされている厚生水準の低下があるならば、それを補正してやり、制度のゆがみを取り除くことにより、高齢者の厚生水準を向上させることができる。特に住宅政策は現物支給による所得再分配を目的とした政策もあり、社会保障政策と密接に関連している。例えば公営住宅の入居基準は高齢者に対して大きく緩和された基準が設定されている。これは高齢者が賃貸住宅市場で差別されているとする考え方も1つの背景となっている。

しかし本稿で明らかにされたように、高齢者差別の一定の部分は借地借家法の制度的なゆがみによってもたらされている。この場合、公営住宅など新たな政策資源の投入を行うことなく、定期借家権の普及の促進や既存契約への適用などの定期借家制度の拡大を通じて高齢者差別を解消し、高齢者の厚生水準を改善することが可能となる。高齢社会のインパクトに効率的に対応するためには、現物支給などの関連施策も併せて、高齢者の厚生水準を低下させている市場の失敗、制度のゆがみを明示的に意識した総合的な政策を講じることが求められている。

[謝辞] 本稿の作成にあたって社会実験による政策評価ミニカンファレンスにおいて金本良嗣教授をはじめ参加者の方々から貴重なコメントを頂きました。なお筆者は文部科学省科学研究費から、基盤研究A一般(課題番号17203023)の助成を受けている。

注

- 1) 日本は高齢者単身世帯と高齢者夫婦世帯の合計、米国は65歳以上が世帯主の世帯。
- 2) トイレが水洗ではない住宅比率をみた場合でも、同様の傾向を観察することができる。
- 3) 差別を行なうことが社会的、道義的にみて好ましくないと考えられる場合、差別の有無を尋ねる質問への回答は過小なバイアスがかかる可能性が高い。
- 4) 広告物件のみならず、それぞれの監査者に提示された物件に関する、高齢者に紹介・非紹介、非高齢者に紹介・非紹介の状態を記述した被説明変数が用いられている。
- 5) 不動産業者ごとに白人の紹介物件が多い業者、マイノリティへの紹介物件が多い業者、同一の業者という被説明変数が用いられる場合、および広告物件に関する白人、マイノリティへの紹介・被紹介に関する被説明変数が用いられている場合が多い。
- 6) 本来であれば、観察できない属性をコントロールする必要があるが、第4節の実証分析では、単純な多項ロジットモデルによる実証分析結果が報告されている。この点については、今後の検討課題としたい。

参考文献

- Chamberlain, G. (1980), "Analysis of Covariance with Qualitative Data", *The Review of Economic Studies*, Vol. 47, pp.225-238.
- 小池和男 1991「仕事の経済学」東洋経済新報社
- 中川雅之 2001「監査調査法による賃貸住宅市場における高齢者差別の実証分析」『都市住宅学』NO.35 pp.21-26
- 中川雅之 2003「高齢者はなぜ差別されるか—賃貸住宅市場の実験・実証的分析—」『季刊 住宅土地経済』NO.48 pp.10-22
- 松谷明彦 2004「人口減少経済の新しい公式」日本経済新聞社
- Ondrich, J., A. Stricker and, J. Yinger (1998), "Do Real Estate Brokers Choose to Discriminate? : Evidence from the 1989 Housing Discrimination Study", *Southern Economic Journal* 64(4), pp.880-901.
- Ondrich, J., S L. Ross and, J. Yinger (2002), "Now You See it, Now You Don't: Why Do Real Estate Agents Withhold Available Houses from Black Customers?", *Review of Economics and Statistics* (forthcoming)
- Yinger, J. (1986), "Measuring Racial Discrimination with Fair Housing Audits: Caught in the Act", *The American Economic Review*, Vol.76, No.5, pp.881-893.

(なかがわ・まさゆき 日本大学教授)